

# Formação de preços sob oligopsônio: o mercado de frango em São Paulo\*

Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros\*\*  
Maurício Vaz Lobo Bittencourt\*\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. Modelo oligopsonista; 3. Dados e procedimentos; 4. Resultados e discussão; 5. Conclusões.

Palavras-chave: oligopsônio; mercado de frango; variações.

Neste artigo analisa-se a formação de preços no mercado de frango no estado de São Paulo nos níveis de produtor, atacado e varejo, considerando-se a interação deste mercado com os mercados de carne bovina e de insumos de produção e comercialização. Estimou-se um modelo de auto-regressão vetorial (VAR) com procedimento de Bernanke e correção de erro, estruturado com base em um *modelo oligopsonista* proposto para o mercado de frango. Pressupõe-se que os atacadistas (frigoríficos ou integradoras) determinariam, antecipadamente, a quantidade a ser adquirida e o preço a ser pago aos produtores com base em expectativas estáticas do preço ao varejo. Conjeturas a respeito da reação dos concorrentes influenciam a decisão do atacadista.

This paper analyzes the price formation in the broiler market in the state of São Paulo at the producer, wholesale and retail levels, considering interactions with the markets for beef (substitute product) and corn and soybean (production inputs). A vector auto-regression model with Bernanke procedure and error correction was estimated based on an oligopsonistic model. The model assumes that the wholesale slaughter industry fixes the producer price and quantity based on static expectations regarding the retail price. Conjecture variations concerning market rivals affect the wholesaler's decisions.

## 1. Introdução

Este artigo pretende analisar o processo de formação e transmissão de preços de frango no estado de São Paulo. O mercado de frango tem demonstrado ser muito dinâmico ao longo das últimas décadas, adquirindo um perfil empresarial e de alta tecnologia, com forte interação do produtor com a agroindústria em uma atividade estruturada e específica para a criação de frango. Como resultado, de 1970 a 1980 a relação de preços entre as carnes de frango e de boi caiu pela metade, estabilizando-se a partir de então ao redor desse nível. O consumo de carne de frango no Brasil cresceu de cerca de 1kg em 1970 para algo próximo de 20kg por pessoa nos anos 90. De 1975 a 1994, as exportações passaram de pouco mais de 3 mil toneladas para cerca de 450 mil toneladas (Bittencourt, 1995).

A característica interação produtor-agroindústria, chamada usualmente de "integração vertical", ocorreu primeiramente no Sul do país na década de 60. Em São Paulo, no início da década de 80, com a retração do mercado interno e as dificuldades do mercado externo, e con-

\* Artigo recebido em set. 1995 e aprovado em out. 1996. Os autores agradecem as valiosas sugestões da dra. Miriam Rumenos Piedade Bacchi.

\*\* Professor titular do Depto. de Economia e Sociologia Rural da Esalq/USP.

\*\*\* Professor do Depto. de Economia Rural e Extensão da UFPR e analista de mercados da Agromarket Consultoria Sócio-Econômica Ltda.

seqüente redução bastante acentuada nas margens de lucro, os granjeiros mais ineficientes deixaram o mercado, resultando disso uma reestruturação no sentido de integração da produção estadual (Lima, 1984). Esse estado conta hoje com o maior plantel de poedeiras e matrizes, abatendo cerca de 20% do total do país.

Como outros segmentos da moderna agroindústria brasileira e internacional, o mercado de frango caracteriza-se por considerável concentração. A tabela 1 apresenta o volume de abates e sua distribuição, dando indicação da concentração da produção do setor, em que as quatro maiores empresas se responsabilizaram por 31% dos abates efetuados em 1992.

Tabela 1  
Abate de aves pelas maiores empresas no Brasil em 1992

Empresas	Nº de aves abatidas	%
Grupo Sadia	278.971.404	14,45
Grupo Perdigão	141.343.012	7,32
Grupo Ceval	96.077.736	4,98
Grupo Frangosul	84.501.242	4,38
Grupo Avipal	66.314.712	3,44
Grupo Chapecó	58.023.617	3,01
Grupo Pena Branca	45.520.689	2,36
Coop. C. Oeste Catarinense	31.811.988	1,65
Cia. Avícola Minuano	28.117.583	1,46
DaGranja Alimentos S.A.	23.507.385	1,22
Coop. C. de Latic. do Paraná	22.804.979	1,18
Rio Branco Alimentos S.A.	17.960.368	0,93
Coop. Agric. Consolata Ltda.	16.482.957	0,85
SO Frango Alimentos S.A.	15.830.416	0,82
Subtotal	954.499.286	49,45
Outros	975.886.415	50,55
Produção nacional	1.930.385.701	100,00

Fonte: Anab, extraído da revista *Aves e Ovos*, jun. 1993.

Outra característica importante do segmento produtor de frangos é sua dependência de matéria-prima agrícola, basicamente milho e soja, resultando daí que o comportamento dos preços nesse mercado pode ser influenciado por mudanças oriundas do lado da oferta. Os preços são também afetados do lado da oferta pelas freqüentes alterações de natureza tecnológica que ocorrem na chamada “cadeia do frango”.

É interessante salientar que variações na produção de frango envolvem alterações no número de pintos alojados, matrizes e avós, demorando de 13 a 18 meses, conforme Guimarães (1990). Trata-se de período, muito menor do que o necessário para variar a produção de boi, que é, em média, de dois a três anos. É possível, assim, gerar suprimento mais estável de carne de frango, com óbvia vantagem para seu consumidor.

Este artigo preocupa-se basicamente com as conseqüências da estrutura oligopsonista do mercado do estado de São Paulo, onde prevalece forte vínculo entre poucos atacadistas (frigoríficos e abatedouros) e um grande número de produtores de frango. Quanto ao elo atacado-varejo, a concorrência certamente é maior, face à expressiva entrada de produto de outros estados (Bittencourt, 1995).

## 2. Modelo oligopsonista

O principal objetivo desta seção é apresentar uma abordagem teórica com algumas características atribuídas ao mercado de frango e que possa ser utilizada para fins de especificação do modelo empírico de análise das relações entre os preços desse produto em seus vários níveis de comercialização, bem como com os outros produtos e insumos relevantes.

O modelo teórico apresentado a seguir baseia-se principalmente em Heien (1980) e Barros (1990). A incorporação de elementos de oligopólio ao atacado é fundamentada nos trabalhos de Bresnahan (1981) e Maier (1993), a respeito das chamadas variações conjeturais (Barros, 1996).

As principais hipóteses do modelo oligopsonista proposto são:

- a) o segmento atacadista (frigorífico) compra oligopsonisticamente do produtor e vende concorrencialmente ao varejista;
- b) cada agente atacadista maximiza seu lucro igualando preço de venda ao custo marginal, tendo em devida conta as reações que sua ação pode provocar em seus concorrentes;
- c) para vender, em  $t$ , ao varejista, o atacadista tem de encomendar, em  $(t - 1)$ , ao produtor;
- d) o agente decide, pois, com base em informações disponíveis em  $(t - 1)$ , que espera se mantenham em  $t$ ;
- e) o varejista vende concorrencialmente com ajuste instantâneo.

Sejam as variáveis:

$V$  = carne de frango no varejo;

$A$  = carne de frango no atacado;

$F$  = frango ao produtor;

$Z$  = carne de boi no varejo;

$B$  = insumos de comercialização no varejo;

$C$  = insumos de comercialização no atacado;

$G$  = insumos de produção;

$X$  = renda dos consumidores.

As letras maiúsculas representam quantidades, e as respectivas letras minúsculas, seus preços.

A oferta de carne de frango ao varejo é obtida de uma função de produção do tipo Leontief:

$$V_t^s = \min \{A_t / \sigma_a, B_t / \sigma_b\} \quad (1)$$

onde  $\sigma_a, \sigma_b > 0$ .

A demanda por carne de frango no varejo é considerada uma função linear do próprio preço no varejo, da renda dos consumidores e do preço da carne de boi no varejo:

$$V_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 v_t + \gamma_2 x_t + \gamma_3 z_t \quad (2)$$

onde  $\gamma_1 < 0$  e  $\gamma_2, \gamma_3 > 0$ .

O preço no varejo é dado por:

$$v_t = \sigma_a a_t + \sigma_b b_t \quad (3)$$

que é o preço de equilíbrio competitivo tendo em conta a função de produção considerada (Heien, 1980).

A oferta de frango pelo produtor é considerada como uma função linear do próprio preço ao produtor e dos insumos de produção no período anterior:

$$F_t^s = \theta_0 + \theta_1 f_t + \theta_2 g_{t-1} \quad (4)$$

onde  $\theta_1 > 0$  e  $\theta_2 < 0$ .

Ao atacado prevalece o poder oligopsonista do atacadista junto aos produtores de frango. Admite-se que existam  $N$  firmas idênticas (mesma tecnologia e produtos homogêneos) que produzem carne de frango de acordo com uma função de produção do tipo Leontief:

$$A_{it}^s = \min \{F_{it} / \mu, C_{it} / \delta\} \quad (5)$$

para a firma  $i$ , sendo  $\mu, \delta > 0$ .

O atacadista vende regularmente ao varejista, lembrando-se de (3) que:

$$a_t = (1 / \sigma_a) (v_t - \sigma_b b_t) \quad (6)$$

que é o preço *ex post*, igual para todas as  $N$  firmas.

Mas, *ex ante*, o atacadista espera receber, em  $t$ , o preço verificado em  $(t - 1)$ :

$$a_t^e = a_{t-1} = (1/\sigma_a) (v_{t-1} - \sigma_b b_{t-1}) \quad (7)$$

ou seja, ele espera que se repita o preço do período anterior.

O custo médio esperado para o atacadista  $i$  é:

$$CM_{it}^e = \mu f_{it} + \delta c_t \quad (8)$$

Considerando (4):

$$C_{it}^e = (\mu/\theta_1) [F_t - (\theta_0 + \theta_2 g_{t-1})] + \delta c_t \quad (9)$$

O custo total esperado para a firma  $i$  é:

$$C_{it}^e = (\mu/\theta_1) [F_t F_{it} - (\theta_0 + \theta_2 g_{t-1}) F_{it}] + \delta c_t F_{it} \quad (10)$$

O custo marginal esperado é:

$$CMa_{it}^e = (\mu/\theta_1) \{ [F_t + F_{it} (1 + \lambda)] - (\theta_0 + \theta_2 g_{t-1}) \} + \delta c_t \quad (11)$$

onde  $\lambda = (dF_{-it}/dF_{it})$ , sendo  $F_{-it} = (F_t - F_{it})$ . Ou seja,  $\lambda$  é a variação conjetural, isto é, a resposta conjunta esperada das  $(N - 1)$  firmas restantes a uma variação na produção da firma  $i$ .

Lembrando que as  $N$  firmas são iguais:

$$CMa_{it}^e = (\mu/\theta_1) \{ F_{it} [N + (1 + \lambda)] - (\theta_0 + \theta_2 g_{t-1}) \} + \delta c_t \quad (11')$$

Igualando (7) com (11'), tem-se o ponto onde o atacadista  $i$  maximiza o lucro, ou seja, onde iguala o preço esperado com o custo marginal esperado:

$$a_{it}^e = CMa_{it}^e$$

de onde se obtém a quantidade ótima a ser adquirida pela firma  $i$ :

$$F_{it}^* = [1/(N + 1 + \lambda)] [\theta_0 + (\theta_1/\sigma_a \mu) v_{t-1} - (\theta_1 \sigma_b / \sigma_a \mu) b_{t-1} - (\theta_1 \delta / \mu) c_t + \theta_2 g_{t-1}] \quad (12)$$

Para o conjunto de  $N$  firmas, tem-se:

$$F_t^* = [N/(N + 1 + \lambda)] [\theta_0 + (\theta_1/\sigma_a \mu) v_{t-1} - (\theta_1 \sigma_b / \sigma_a \mu) b_{t-1} - (\theta_1 \delta / \mu) c_t + \theta_2 g_{t-1}] \quad (12')$$

que é a quantidade efetiva de frango vivo a ser adquirida pelos  $N$  atacadistas junto aos produtores e a ser ofertada pelos atacadistas aos varejistas.

Em (12') pode-se verificar os efeitos de diferentes hipóteses a respeito das variações conjecturais. Faça-se  $\phi = [N/(N + 1 + \lambda)]$ . Assim, se  $\lambda = 0$ , tem-se o caso do oligopólio de Cournot (concorrentes não alteram a quantidade produzida quando a firma  $i$  varia sua produção) e  $\phi = (N/N + 1)$ ; se  $\lambda = -1$ , tem-se o caso de Bertrand (os concorrentes não alteram o preço) e  $\phi = 1$  coincidindo com o caso concorrencial ( $N \rightarrow \infty$ ); se  $\lambda = N - 1$ , tem-se a coalizão e  $\phi = 1/2$ , produzindo o mesmo caso do monopólio ( $N = 1, \lambda = 0$ ).

Percebe-se que, para dado  $N$ , à medida que  $\lambda$  aumenta de  $(-1)$  até  $(N - 1)$  a quantidade adquirida de matéria-prima diminui. Também, para dado  $\lambda$ , quanto maior for  $N$ , maior será  $F^*$ ; sendo que, para  $\lambda = 0$ ,  $\phi$  varia de  $1/2$  a  $1$  (ou seja,  $F^*$  se duplica) quando  $N$  passa de  $1$  a  $\infty$ .

A partir de (4), obtém-se:

$$f_t = 1 / \theta_1 (F_t^* - \theta_0 - \theta_2 g_{t-1}) \quad (13)$$

Com base em (12'), o preço efetivamente pago ao produtor é:

$$f_t = - [(1 + \lambda)/(N + 1 + \lambda)\theta_1](\theta_0 + \theta_2 g_{t-1}) + [N/(N + 1 + \lambda)] [(1/\sigma_a \mu)v_{t-1} - (\sigma_b/\sigma_a \mu)b_{t-1} - (\delta/\mu)c_t] \quad (13')$$

Nota-se em (13) que quanto menor  $F_t^*$  (maior  $\lambda$  dado  $N$  ou menor  $N$  dado  $\lambda$ ), menor será  $f_t$ .

O preço recebido pelos varejistas é obtido das equações (1), (2) e (5) e da hipótese (e) do modelo, que considera a existência de equilíbrio instantâneo neste nível de mercado, resultando em:

$$v_t = (1/\gamma_1) [F_t^* / \alpha \mu - (\gamma_0 + \gamma_2 X_t + \gamma_3 z_t)] \quad (14)$$

Verifica-se que para dados  $X_t$  (renda) e  $z_t$  (preço da carne do boi), quanto menor for  $F_t^*$  (ou seja, quanto maior  $\lambda$  dado  $N$  ou menor  $N$  dado  $\lambda$ ), maior será  $v_t$ .

O preço recebido pelos atacadistas é dado por (6), a partir de (14).

Estabelece-se, assim, a seguinte estrutura dinâmica do modelo oligopsonista:

pela equação (13),  $f_t = f(g_{t-1}, c_t, v_{t-1}, b_{t-1}) \quad (13')$

pela equação (14),  $v_t = v(g_{t-1}, c_t, v_{t-1}, b_{t-1}, X_t, z_t) \quad (14')$

pela equação (5),  $a_t = a(v_t, b_t) \quad (5')$

Esta estrutura procura explicar a formação e o comportamento dos preços no mercado de frango com características oligopsonísticas no nível de produtor, e concorrenciais nos níveis de atacado e varejo. As necessárias defasagens associadas ao processo produtivo foram também consideradas.

### 3. Dados e procedimentos

#### Dados

Foram utilizados dados referentes às seguintes variáveis econômicas: renda da população (medida como índice de produção industrial); preços de frango ao produtor, atacado e varejo em São Paulo; preço da carne bovina no varejo em São Paulo; preços de milho e soja ao produtor em São Paulo; taxa de juros real.

Os preços do milho e da soja foram compostos num *índice de custo de produção* utilizada na proporção de:  $(0,7 P_{ML} + 0,3 P_{SO})$ , onde  $P_{ML}$  é o preço do quilo de milho e  $P_{SO}$  é o preço do quilo de soja. Este índice se deve ao fato destes dois produtos constituírem quase que a totalidade da composição das rações utilizadas na avicultura, além do que as rações são responsáveis por cerca de 60 a 70% dos custos de produção. A ponderação utilizada reflete a composição média das rações.

Os preços de frango e de grão foram obtidos junto ao Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do estado de São Paulo.

Os dados de taxa de juros real foram obtidos da publicação *Taxa de juros no Brasil*, do Banco Central, sendo utilizada a série da taxa de juros do *overnight*, que servirá como *proxy* do custo de comercialização no atacado e varejo, conjuntamente. Procura-se captar o custo de oportunidade do capital empregado nessas etapas.

Os dados de índice de produção industrial que servirão de variável *proxy* da renda da população foram obtidos na publicação *Conjuntura Econômica*, da Fundação Getúlio Vargas.

Todos os dados coletados foram deflacionados pelo IGP-DI (índice geral de preços — disponibilidade interna) da Fundação Getúlio Vargas, convertidos para valores de junho de 1994 e transformados em logaritmos. O período considerado foi de janeiro de 1985 a dezembro de 1993.

#### Testes de estacionariedade ou raízes unitárias

Os modelos econométricos em geral admitem que as séries estatísticas analisadas sejam estacionárias como condição para validade de suas estimativas e inferências. Procura-se fundamentalmente evitar a ocorrência de relações espúrias.

Para cada série, considera-se a equação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_1 T + \gamma_1 y_{t-1} + \sum \gamma_j \Delta y_{t-j-1} + e_t, \quad j = 2, \dots, n \quad (15)$$

Primeiramente procura-se detectar a presença de raiz unitária nos dados, com os testes expandidos de Fuller (1976) e Dickey & Fuller (1979, 1981). Testa-se, excluindo a somatória em (15), se  $\gamma_1 = 0$ , que é equivalente a se testar a não-estacionariedade contra a estacionariedade. O teste referente à equação (15) é implementado com a utilização da usual estatística  $t$ , e é chamado estatística  $\tau_t$ , sendo que o mesmo teste é chamado de estatística  $\tau_\mu$  e  $\tau_c$  se em (15) também se excluem, respectivamente, a variável *tendência* e a variável *tendência mais a constante*. Na equação (15) completa realizam-se os testes expandidos. As distribuições-padrão dessas estatísticas acham-se em Fuller (1976).

Para se saber a ordem de integração das séries, procede-se à execução dos testes descritos até que a hipótese nula de raiz unitária seja rejeitada.

### Testes de co-integração e mecanismo de correção de erro

Segundo Engle & Granger (1987), se duas séries de tempo  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$  são  $I(1)$ , então, em geral, a combinação linear

$$y_{1t} - \alpha - \beta y_{2t} = \varepsilon_t \quad (16)$$

é também  $I(1)$ , mas pode ocorrer que a combinação seja  $I(0)$ . De (16) tem-se um vetor de co-integração  $(1, -\beta)'$  se  $\varepsilon_t$  é estacionário, ou  $I(d-b)$ ,  $b > 0$ . Neste caso  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$  são consideradas *co-integradas*. Assim, um par de variáveis é definido como co-integrado se as variáveis são  $I(d)$  e existe uma combinação linear delas que seja  $I(0)$ .

Entre os vários procedimentos para determinação das relações de co-integração entre variáveis, usa-se neste trabalho o método de máxima verossimilhança proposto por Johansen (1988 e 1991) e Johansen & Juselius (1990), considera, primeiramente, uma representação VAR de ordem  $p$ , não restrito, de  $Y_t$ :

$$A_0 Y_t = \alpha_1 + \sum A_i Y_{t-i} + V_t \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, p \quad (17)$$

onde  $A_0$ ,  $n \times n$ , é a matriz de relações contemporâneas definida com base no modelo econômico. A forma reduzida é:

$$Y_t = \alpha_2 + \sum B_i Y_{t-i} + U_t \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, p \quad (18)$$

onde:

$$\alpha_2 = A_0^{-1} \alpha_1 \quad \text{e} \quad B_i = A_0^{-1} A_i$$

onde  $Y_t$  é uma matriz  $1 \times n$  das variáveis do modelo;  $A_i$ , sendo  $j = 1, \dots, p$ , é uma matriz  $n \times n$  de coeficientes que relacionam os valores defasados com os valores correntes das variáveis; e  $V_t$  é uma matriz  $1 \times n$  de erros do tipo ruído branco.

O número de defasagens  $p$  a ser utilizado na análise dos modelos de auto-regressão vetorial (VAR) pode ser obtido pelos procedimentos de Akaike e Schwartz utilizados nos testes de raiz unitária e de co-integração.

De (18), tem-se:

$$\Delta Y_t = \alpha_2 + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \dots - \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (19)$$

onde  $\Gamma_i = -I + B_1 + B_2 + \dots + B_i$  e  $(i = 1, \dots, p-1)$ ; e  $-\Pi = I - B_1 - B_2 - \dots - B_p$ .

O método consiste em testar se os coeficientes da matriz  $\Pi$  contêm informações sobre as relações de longo prazo entre as variáveis envolvidas. Há três casos possíveis de acordo com o posto ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ :

a) posto ( $\Pi$ ) =  $n$ , isto é, a matriz tem posto completo, indicando que  $Y_t$  é um processo estacionário e um modelo VAR em nível é apropriado.

b) posto ( $\Pi$ ) = 0, isto é, a matriz é nula e  $Y_t$  é um processo integrado onde um modelo VAR nas diferenças é apropriado;

c)  $0 < \text{posto}(\Pi) = r < n$ , isto é, há co-integração e a matriz  $\Pi$  pode ser representada pelo produto de duas matrizes  $n \times r$ ,  $\alpha$  e  $\beta$ , de modo que  $\Pi = \alpha\beta'$ , onde  $\beta$  contém os vetores de co-integração e  $\alpha$  é o vetor de ponderação.

Os vetores de co-integração de  $\beta$  têm a propriedade de tornar  $\beta'Y_t$  estacionário, onde se tem que  $Y_t$  é não-estacionário.

A hipótese nula de que existem  $r$  vetores co-integrados é testada usando-se dois testes de razão de verossimilhança, os chamados testes do traço e teste do máximo autovalor. Estes testes, contendo no máximo  $r$  vetores de co-integração, são aplicados sequencialmente para valores decrescentes de  $r$ . Os valores críticos destes testes se encontram em Johansen & Juselius (1990) e suas distribuições assintóticas não seguem a distribuição chi-quadrado padrão, mas representam versões multivariadas da distribuição Dickey-Fuller.

### *Modelos VAR com correção de erro*

Após os testes de integração e co-integração, estimou-se o modelo econométrico das relações de preços existentes entre as variáveis em estudo. Utilizou-se o modelo de auto-regressões vetoriais (VAR).

A introdução do mecanismo de correção de erro nos modelos VAR ocorre, conforme Williams & Bewley (1991 e 1993), após uma reparametrização de (19):

$$\Delta Y_t = \alpha_2 + C_j \Delta Y_{t-j} + \beta Y_{t-1} + U_t \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, (p-1) \quad (20)$$

onde  $C_j = -\Sigma B_j = -A_0^{-1} \Sigma A_j$  para  $i = 1, \dots, j$ .

No modelo dado em (20), aplica-se o procedimento de Bernanke, conforme apresentado no programa RATS, versão 4.0. A identificação do modelo é obtida mediante restrições na matriz  $A_0$ . Nela os elementos da diagonal principal são iguais à unidade; o elemento  $i, j$  ( $i \neq j$ ) será igual a zero se a  $j$ -ésima variável não aparecer contemporaneamente na  $i$ -ésima equação. As equações (5'), (13') e (14') fornecem indicações a esse respeito. Num primeiro estágio, as equações em (20) são estimadas separadamente, pelo método dos quadrados mínimos ordinários; num segundo estágio, maximiza-se a função do loga-

ritmo da verossimilhança de  $U_t$ , tomado como apresentando distribuição normal, dadas as restrições impostas a  $A_0$ .

Uma vez estimados os coeficientes das matrizes  $A_j$ , pode-se obter a representação de  $\Delta Y$  em médias móveis bem como as decomposições da variância dos erros de previsão (Barros, 1990).

#### 4. Resultados e discussão

##### Testes de raiz unitária

De acordo com o modelo oligopsonista exposto na seção 3, há oito variáveis. Como a taxa de juros (representada agora por  $b$ ) será uma variável *proxy* dos insumos de comercialização tanto no atacado quanto no varejo, o número total de variáveis reduz-se a sete.

De acordo com as estatísticas  $(\tau)$ ,  $(\tau_\mu)$  e  $(\tau_\tau)$ , as sete variáveis do modelo apresentam uma raiz unitária ao nível de 1% de probabilidade, significando que as mesmas são  $I(1)$ . Nas tabelas 2 e 3, pode-se constatar os resultados do teste  $(\tau_\tau)$ .

Para as variáveis  $f$  (preço do frango),  $g$  (insumo de produção), e  $z$  (preço da carne de boi), não se rejeita a hipótese de haver mais de uma raiz unitária, considerando-se equações com 12 defasagens. Ou seja, com este número de defasagens nas equações, estas variáveis podem ser consideradas integradas de ordem 2 ou mais, mas com um número de defasagens menor que 12 (sugerido pelos testes de Akaike e Schwartz), a hipótese de haver apenas uma raiz unitária não é rejeitada, indicando que estas séries são  $I(1)$  ao nível de significância de 2,5%, confirmando os resultados obtidos dos testes anteriores,  $(\tau)$  e  $(\tau_\mu)$ .

Tabela 2  
Testes de raiz unitária, modelo com constante e com tendência ( $\tau_\tau$ )

$$\text{Modelo: } \Delta x_t = \alpha + \beta_1 T + \gamma_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^n \gamma_j \Delta x_{t-j-1} + e_t \quad H_0: \gamma_1 = 0$$

Variáveis	Defasagens	Valor da estatística $t$	$Q$	(G.L.)
$f$	9	-3,178	20,29	(27)
	12	-2,375	20,52	(27)
$a$	12	-2,129	10,54	(27)
$v$	12	-2,145	14,57	(27)
$X$	7	-1,925	25,63	(30)
	9	-1,685	27,59	(27)
$g$	12	-3,273	21,03	(27)
	12	-3,275	17,11	(27)
$b$	6	-3,361	22,97	(30)
	12	-2,539	17,58	(27)

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 3**  
**Testes de raiz unitária, modelo com constante e com tendência ( $\tau_\tau$ )**

Modelo:  $\Delta\Delta x_t = \alpha + \beta_1 T + \sigma_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^n \sigma_j \Delta\Delta x_{t-j-1} + e_t$   $H_0: \sigma_1 = 0$

Variáveis	Defasagens	Valor da estatística $t$	$Q$	(G.L.)
<i>f</i>	9	-4,372*	22,27	(27)
	12	-3,276	18,46	(27)
<i>a</i>	12	-3,854**	12,69	(27)
<i>v</i>	12	-4,076*	17,75	(27)
<i>X</i>	7	-7,363*	24,84	(27)
<i>g</i>	9	-4,536*	27,86	(27)
	12	-2,585	22,90	(27)
<i>b</i>	12	-4,423*	16,05	(27)
<i>z</i>	6	-5,586*	20,22	(30)
	12	-3,381	16,41	(27)

Fonte: Dados da pesquisa.

\* Significativo a 1% de probabilidade.

\*\* Significativo a 2,5% de probabilidade.

### Testes de co-integração

Conforme os resultados dos testes apresentados na tabela 4, há cinco e seis relações de co-integração, respectivamente para os testes do máximo autovalor e do traço. No primeiro caso, não se rejeita a hipótese de  $r \leq 5$ , mas rejeita-se  $r \leq 4$ , o que significa que devem existir cinco relações de co-integração. Já no teste do traço, não se rejeita a hipótese de  $r \leq 6$ , mas sim  $r \leq 5$ , podendo-se considerar, neste caso, seis relações de co-integração.

**Tabela 4**  
**Resultados dos testes para determinação do número de relações de co-integração\***

Hipótese nula	Traço	Traço (95%)	Máx. autovalor	Máx. autovalor (95%)
$r \leq 6$	5,48	8,18	5,48	8,18
$r \leq 5$	19,90	17,95	14,42	14,90
$r \leq 4$	45,42	31,52	25,52	21,07
$r \leq 3$	79,46	48,28	34,04	27,14
$r \leq 2$	117,55	70,60	38,08	33,32
$r \leq 1$	169,98	85,18	52,43	39,43
$r = 0$	253,00	124,25	83,02	44,91

Fonte: Dados da pesquisa.

\* Foi utilizado para estes testes um modelo VAR apenas com as sete variáveis e uma constante. Foram utilizadas duas defasagens, de acordo com os critérios de Akaike e Schwartz.

Para utilização das relações no modelo VAR estruturado com correção do erro, optou-se, tendo em conta o princípio da parcimônia, pela utilização de cinco relações ou equações de co-integração, uma vez que os dois testes satisfazem a não-rejeição da hipótese de  $r \leq 5$ . Estas relações são provenientes da tabela 5.

Tabela 5  
Estimativas dos autovalores, autovetores da matriz de co-integração

Autovetores	Autovalores						
	0,543	0,390	0,302	0,275	0,214	0,127	0,050
X	-2,709	-2,812	8,269	8,591	-1,570	0,027	-1,766
g	-3,691	-2,835	-1,015	2,027	0,459	4,519	-2,691
b	26,630	-20,137	-0,917	-7,999	7,451	-6,360	5,939
f	3,629	5,143	8,067	-8,518	-6,739	1,715	0,847
a	13,927	4,165	-10,713	8,068	2,734	-7,139	-3,635
z	-1,506	-3,902	-4,283	-1,646	-6,173	-2,188	0,022
v	-15,453	-5,892	6,549	-2,186	10,077	2,712	1,939

Fonte: Dados da pesquisa.

Na tabela 5 tem-se as cinco relações de co-integração relevantes que serão incorporadas como variáveis predeterminadas, no modelo VAR com correção de erro. Estas relações, que são representadas pelas cinco primeiras colunas de autovetores ( $\beta$ ), são utilizadas no modelo com uma defasagem, isto é, considera-se no modelo  $Z_{1t-1}, Z_{2t-1}, \dots, Z_{nt-1}$ . As cinco relações são:

$$Z_{1t} = -2,709 X - 3,691 g + 26,630 b + 3,629 f + 13,927 a - 1,506 z - 15,453 v$$

$$Z_{2t} = -2,812 X - 2,835 g - 20,137 b + 5,143 f + 4,165 a - 3,902 z - 5,892 v$$

$$Z_{3t} = 6,269 X - 1,015 g - 0,917 b + 8,067 f - 10,713 a - 4,283 z + 6,549 v$$

$$Z_{4t} = 8,591 X + 2,027 g - 7,999 b - 8,518 f + 8,068 a - 1,646 z - 2,186 v$$

$$Z_{5t} = -1,570 X + 0,459 g + 7,451 b - 6,739 f + 2,734 a - 6,173 z + 10,077 v$$

## Modelo VAR estruturado com correção de erro

Neste item apresentam-se os resultados do modelo VAR estruturado com a fatoração de Bernanke. Mediante esta fatoração pode-se especificar relações contemporâneas entre as variáveis, através da matriz de interações contemporâneas ( $\Gamma$ ). Estas relações são determinadas por intermédio do modelo teórico oligopsonista que sugere certas restrições para identificação do modelo empírico.

A tabela 6 apresenta as estimativas dos coeficientes da matriz ( $\Gamma$ ), que mostram até que ponto as restrições de identificação adotadas para o modelo são adequadas. Os sinais obtidos das estimativas dos coeficientes foram todos coerentes com os que foram definidos no modelo oligopsonista, com exceção dos coeficientes dos insumos de comercialização ( $b$ ), na equação do preço ao produtor ( $f$ ), e da renda ( $X$ ), na equação do preço de varejo ( $v$ ). Isto provavelmente se deve ao fato de a variável utilizada como *proxy* da renda da população, o índice de produção industrial, não ter sido muito apropriada. Quanto ao coeficiente de  $b$  na equação do preço da carne de frango ao produtor ( $f$ ), o sinal estimado foi positivo, contrariando o modelo teórico, o qual previa um sinal negativo. Este resultado, já observado em outros estudos (Aguiar & Barros, 1995), por exemplo, se deve ao fato de que o efeito de um aumento da taxa de juros parece desdobrar-se em dois. Por um lado, deve ocorrer uma liberação de estoques do produto (com os recursos dirigindo-se para aplicações agora mais rentáveis), levando os preços a cair. Por outro lado, os preços, após a queda, deverão passar a crescer mais rapidamente, para fazer face ao maior custo de oportunidade do capital.

Tabela 6  
Matriz de interações contemporâneas ( $\Gamma$ ) para o modelo VAR estruturado\*

Equação	Variáveis explicativas						
	$g$	$X$	$b$	$z$	$f$	$a$	$v$
$g$	1						
$X$		1					
$b$			1				
$z$				1			
$f$			-0,087 (0,257)		1		
$a$			0,172 (0,117)			1	-0,966 (0,047)
$v$		0,031 (0,148)	-0,242 (0,201)	-0,585 (0,077)			1

Fonte: Dados da pesquisa.

\* As estimativas do desvio-padrão de cada coeficiente estão entre parênteses. A função logarítmica de verossimilhança (99) convergiu após cinco iterações.

Passa-se a analisar a decomposição da variância dos erros de previsão das variáveis incluídas no modelo.

Tabela 7  
Decomposição da variância dos erros de previsão do preço do frango ao produtor ( $f$ ) no modelo de oligopsônio, em percentagem\*

Meses	$g$	$X$	$b$	$z$	$f$	$a$	$v$
1	0,00	0,00	0,10	0,00	99,90	0,00	0,00
2	4,13	0,03	0,47	1,04	86,88	7,43	0,01
3	4,76	0,58	0,43	1,09	86,82	6,17	0,16
4	6,55	0,80	1,75	1,04	83,10	6,61	0,16
5	6,63	0,77	1,70	1,03	83,30	6,40	0,17
6	7,17	0,76	1,83	1,06	82,64	6,31	0,22
7	7,17	0,76	1,90	1,11	82,54	6,28	0,22
8	7,28	0,76	1,94	1,11	82,41	6,26	0,24
9	7,28	0,76	1,95	1,12	82,38	6,26	0,25
10	7,29	0,76	1,95	1,12	82,36	6,26	0,25
11	7,29	0,76	1,95	1,12	82,35	6,26	0,26
12	7,29	0,76	1,95	1,12	82,35	6,26	0,26

Fonte: Dados da pesquisa.

\* No ajustamento foram utilizados dados do período 1985-93.

A participação do preço de frango ao produtor ( $f$ ) na explicação da variância dos erros de sua previsão permanece alta após 12 meses, com cerca de 82,4%, um comportamento que pode ser caracterizado como exógeno no conjunto de variáveis considerado (tabela 7). Este resultado está de acordo com a hipótese de que o preço ao produtor é fixado antecipadamente aos preços dos demais níveis. Ou seja, o frigorífico estabelece, com a necessária antecedência, o nível de preços ao produtor que atenderá à demanda futura por carne de frango. A importância relativamente pequena dos insumos de milho e soja ( $g$ ) é surpreendente: o custo desses insumos pouco influenciou a fixação do preço do frango, que estaria mais vinculado à possibilidade de colocação do produto no mercado.

Na tabela 8 verifica-se o comportamento algo oscilatório do preço do frango ao produtor após sofrer um choque em si próprio. Dado, por exemplo, um aumento inicial, o efeito cessa já no mês seguinte; no terceiro mês há uma queda de preço e assim por diante, durante os primeiros seis meses.

Tabela 8  
Respostas do preço do frango ao produtor em São Paulo ( $f$ ) a um choque no próprio preço\*

Mês	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$f$	1	0,03	-0,45	0,08	0,21	-0,09	-0,06	0,06	0,01	-0,02	0	0

Fonte: Dados da pesquisa.

\* No ajustamento foram utilizados dados do período 1985-93.

Na tabela 9 vê-se que o preço ao atacado ( $a$ ) é influenciado pelos preços da carne bovina ( $z$ ), do frango ao produtor ( $f$ ) e do frango no varejo ( $v$ ), além do próprio preço ao atacado. A decomposição da variância dos erros de previsão do preço de atacado mostra que esta variância é atribuída, em cerca de 19,8%, ao próprio preço de atacado, 31% ao preço de varejo, 18% ao preço ao produtor, e 18% ao preço da carne bovina. O preço ao varejo aparece com grande poder explicativo imediato, conforme previa-se no *modelo oligopsonista* proposto, em que o preço ao atacado se forma após ter-se estabelecido o preço ao varejo, em função da quantidade encomendada previamente aos produtores. Ao contrário do esperado, a taxa de juros ( $b$ ) não se mostrou importante para explicar o comportamento do preço ao atacado. Os efeitos dos preços ao produtor e da carne bovina apareceram conforme esperado num modelo empírico com estrutura de defasagem bastante flexível, como o VAR.

Tabela 9  
Decomposição da variância dos erros de previsão do preço do frango no atacado ( $a$ ) no modelo de oligopsônio, em percentagem\*

Meses	$g$	$X$	$b$	$z$	$f$	$a$	$v$
1	0,00	0,02	0,04	29,49	0,00	19,50	50,95
2	1,71	1,03	1,54	24,84	2,68	25,01	43,20
3	4,65	0,87	2,53	20,25	15,19	21,41	35,10
4	6,61	1,16	3,03	19,55	14,58	21,41	33,67
5	7,00	1,10	2,96	18,77	17,68	20,37	32,12
6	7,65	1,09	3,29	18,49	17,79	20,05	31,64
7	7,69	1,09	3,32	18,43	18,07	19,94	31,46
8	7,80	1,09	3,36	18,34	18,22	19,85	31,34
9	7,80	1,09	3,37	18,35	18,23	19,84	31,32
10	7,82	1,09	3,37	18,33	18,25	19,83	31,31
11	7,82	1,09	3,37	18,33	18,25	19,83	31,30
12	7,82	1,09	3,37	18,33	18,25	19,83	31,30

Fonte: Dados da pesquisa.

\* No ajustamento foram utilizados dados do período 1985-93.

Analisa-se agora as respostas do preço ao atacado ( $a$ ) a choques nas variáveis que se mostraram importantes na explicação da decomposição de sua variância de previsão (tabela 10). Havendo uma variação no preço ao varejo ( $v$ ) ocorre simultaneamente uma variação quase proporcional ao atacado (elasticidade de 0,96), sendo que os efeitos remanescentes são bastante pequenos. Choques no preço ao produtor ( $f$ ) têm inicialmente impacto positivo pequeno e, a seguir, impacto negativo maior que poderia ser explicado pelo fato de um aumento no preço ao produtor ocasionar, num segundo momento, elevação na produção de frango e queda de preço ao varejo. O choque no preço do boi ( $z$ ) tem efeito na mesma direção do atacado do frango, por serem produtos substitutos. Nota-se que os impactos têm curta duração, como seria de se esperar em mercados dinâmicos como o do frango.

Tabela 10  
Respostas do preço do frango no atacado em São Paulo ( $a$ ), no modelo de oligopsônio, a choques no preço do frango ao produtor ( $f$ ), no próprio preço de frango no atacado ( $z$ ), no preço de frango no varejo ( $v$ ) e no preço da carne bovina ( $z$ )\*

Meses	$z$	$f$	$a$	$v$
1	0,5647	0,0000	1	0,9657
2	-0,0096	0,1845	-0,7235	-0,0805
3	-0,0396	-0,4514	-0,2905	-0,0395
4	0,0463	0,0129	0,2607	-0,0028
5	0,0555	0,2555	-0,0144	-0,0530
6	-0,0131	-0,0826	-0,0258	0,0283
7	-0,0291	-0,0821	0,0081	-0,0005
8	0,0092	0,0644	-0,0356	-0,0330
9	0,0163	0,0202	0,0068	0,0094
10	-0,0068	-0,0271	0,0260	0,0175
11	-0,0091	-0,0015	-0,0091	-0,0061
12	0,0020	0,0096	-0,0117	-0,0059

Fonte: Dados da pesquisa.

\* No ajustamento foram utilizados dados do período 1985-93.

A decomposição da variância dos erros de previsão do preço do frango no varejo ( $v$ ), mostrada na tabela 11, indica que, além dele mesmo, o preço da carne bovina ( $z$ ) e, em menor grau, o preço de frango ao produtor ( $f$ ) são relevantes. Após 12 meses, as parcelas destas variáveis na determinação do preço de frango no varejo são respectivamente de 27,1 e 12,2%. Esperava-se que a variável *renda* (índice de produção industrial –  $X$ ) também explicasse uma boa parcela da variância dos preços de frango no varejo. Tal não se deu, todavia; talvez por falha na medida dessa variável.

As respostas do preço do frango no varejo ( $v$ ) devidas a choques de 1% no preço da carne bovina ( $z$ ), no preço de frango ao produtor ( $f$ ) e no próprio preço de frango ao varejo ( $v$ ) estão na tabela 12. O preço do frango no varejo reage positivamente a um choque no preço da carne bovina, pois são dois produtos substitutos. Os impactos do choque nas variáveis persistem até o sexto mês, a partir do qual esses impactos se tornam muito pequenos. Os efeitos de um choque no preço de frango ao produtor em relação ao preço de frango no varejo refletem a dinâmica do modelo: se  $f$  aumenta, a produção no momento seguinte cresce, e conseqüentemente,  $v$  diminui.

**Tabela 11**  
**Decomposição da variância dos erros de previsão do preço do frango no varejo ( $v$ )**  
**no modelo de oligopsônio, em percentagem\***

Meses	$g$	$X$	$b$	$z$	$f$	$a$	$v$
1	0,00	0,02	0,89	36,32	0,00	0,00	62,76
2	1,51	0,04	8,44	32,76	0,01	4,16	53,08
3	2,21	0,30	8,79	28,86	9,42	3,75	46,67
4	3,20	0,60	8,66	28,19	9,66	3,88	45,81
5	3,36	0,61	8,47	27,44	11,81	3,77	44,53
6	3,73	0,62	8,54	27,24	11,92	3,75	44,20
7	3,77	0,64	8,57	27,19	12,04	3,74	44,06
8	3,83	0,64	8,60	27,10	12,15	3,73	43,94
9	3,83	0,65	8,60	27,10	12,16	3,73	43,93
10	3,84	0,65	8,59	27,09	12,17	3,74	43,92
11	3,84	0,65	8,60	27,09	12,17	3,74	43,92
12	3,84	0,65	8,60	27,09	12,18	3,74	43,91

Fonte: Dados da pesquisa.

\* No ajustamento foram utilizados dados do período 1985-93.

**Tabela 12**  
**Respostas do preço do frango no varejo em São Paulo ( $v$ ), no modelo de oligopsônio,**  
**a choques no preço da carne bovina ( $z$ ), no preço de frango ao produtor ( $f$ )**  
**e no próprio preço de frango ao varejo\***

Meses	$z$	$f$	$v$
1	0,5847	0,0000	1
2	0,1508	-0,0096	0,0159
3	-0,0310	-0,3434	-0,0197
4	0,0121	0,0766	-0,0736
5	0,0410	0,1801	-0,0565
6	-0,0061	-0,0513	0,0151
7	-0,0215	-0,0462	0,0002
8	0,0026	0,0442	-0,0177
9	0,0069	0,0137	0,0082
10	-0,0068	-0,0171	0,0123
11	-0,0071	-0,0004	-0,0029
12	0,0004	0,0065	-0,0031

Fonte: Dados da pesquisa.

\* No ajustamento foram utilizados dados do período 1985-93.

## 5. Conclusões

Este artigo teve como objetivo estudar o processo de formação de preços no mercado de frango em São Paulo, através da utilização de um modelo teórico baseado num mercado oligopsonista, envolvendo os três níveis do mercado de frango e os demais mercados correlatos, como os de carne bovina, milho e soja (insumos de produção).

Para tanto, foi utilizado o modelo VAR com procedimento de Bernanke para identificação, precedido dos testes recomendados para verificação da ocorrência de raízes unitárias e co-integração. Um modelo teórico oligopsonista bastante geral (incluindo os casos mais mencionados na literatura) permitiu o estabelecimento das necessárias restrições de identificação do modelo VAR.

De modo geral, as hipóteses propostas no modelo oligopsonista ao atacado se adequaram às estimativas empíricas obtidas. O preço do frango ao produtor seria estabelecido com antecedência pelos frigoríficos, com base em expectativas estáticas a respeito do comportamento do mercado. Em função do suprimento resultante e dos determinantes da demanda (principalmente o preço da carne bovina), bem como dos custos de comercialização, o preço ao varejo se movimentaria, viabilizando certo nível de preço ao atacado.

Não foi possível, porém, captar efeitos importantes dos insumos agropecuários e de comercialização sobre os preços de frango. Embora se recomende mais pesquisa sobre o tema, os atuais resultados parecem sugerir que a principal estratégia seguida pelos agentes do mercado refere-se à adequação às oscilações de demanda do consumidor, tendo em conta o comportamento do preço da carne bovina. O lado dos custos (de produção e comercialização) não tem tido efeito determinante sobre o mercado. Também não se detectaram efeitos significativos do lado da renda do consumidor sobre os preços. Isso sugere que, pelo menos para o período analisado (pós-1985), o consumo do frango não foi muito sensível à renda, incorporando-se à dieta rotineira da população com poder de compra para tal.

Ficou caracterizado o elevado grau de dinamismo do mercado de frango, no sentido de que os ajustamentos a choques de várias procedências tendem a ocorrer com rapidez. Isso certamente tem resultado em maior estabilidade dos suprimentos do produto no mercado. Além disso, o alto nível tecnológico — agilizando a produção —, aliado a avançadas estratégias de *marketing*, vem permitindo ganhos de produtividade que, em que pese à concentração do mercado, têm-se refletido em preços mais acessíveis ao consumidor.

## Referências bibliográficas

Aguiar, D. R. D. & Barros, G. S. A. C. Análise dinâmica das margens de comercialização: uma aplicação aos mercados do arroz e do feijão no estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, FGV, 45(4):519-41, 1995.

Barros, G. S. A. C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, FGV, 44(1):5-20. jan./mar. 1990.

———. Oligopólio na comercialização: modelos de variações conjeturais. Piracicaba, Esalq/USP, 1996. (Série Didática, 112.)

Bittencourt, M. V. L. Formação de preços e caracterização do mercado de frango em São Paulo. Piracicaba, Esalq/USP, 1995. (Tese de Mestrado.)

Bresnahan, T. F. Duopoly models with consistent conjecture. *American Economic Review*, 71:934-45, 1981.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-31, 1979.

——— & ———. The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1.057-72, 1981.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251-76, 1987.

Fuller, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York, John Wiley and Sons, 1976.

Guimarães, V. D. A. Comercialização e transmissão de preços de carne de frango no estado de São Paulo. Piracicaba, Esalq/USP, 1990. (Tese de Mestrado.)

Heien, D. M. Markup pricing in a dynamic model of food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 62:10-8, 1980.

Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-54, 1988.

———. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59:1.551-80, 1991.

——— & Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169-210, 1990.

Lima, M. A. A. *Mudança tecnológica, organização industrial e expansão da produção de frango de corte no Brasil*. São Paulo, Faculdade de Economia e Administração/USP, 1984. (Tese de Mestrado.)

Maier, L. The costs and benefits of U.S. Agricultural policies with imperfect competition in food manufacturing. New York, Garland, 1993.

Williams, C. H. & Bewley, R. A. *The transmission of price information at Queensland cattle auctions*. The University of New South Wales, 1991. (Discussion Paper.)

——— & ———. Price arbitrage between Queensland cattle auctions. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 37(1):33-55, 1993.